فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۷(۴(پیاپی ۲۸))، ۵۳-۳۵
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Ensani، RICeST، Civilica
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

فصلنامه علمی
اقتصاد و مدیریت شهری

بررسی اثرات نامتقارن رشد اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران؛ رویکرد ARDL غیرخطی

محمدشریف کریمی* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
حسین قراملکی استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه کارابوک، کارابوک، ترکیه
مریم حیدریان دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۹ **پذیرش:** ۱۳۹۸/۰۴/۳۱

چکیده: بازار مسکن، متأثر از شرایط اقتصاد کلان است و بسته به ساختار عرضه و تقاضا در کشورهای مختلف، شرایط متفاوتی دارد. در ایران با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد در دهه‌های اخیر و همچنین وجود برخی از نقیصه‌ها، بازار مسکن همواره با نوسانات شدید قیمتی و به تبع آن، دوره‌های رونق و رکود شدید در سرمایه‌گذاری، همراه بوده است. در این مطالعه تلاش شده است از دیدگاهی متفاوت و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، به اثرات رفتار نامتقارن رشد اقتصادی و سایر شاخص‌های اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران پرداخته شود. داده‌ها برای این مطالعه، به صورت فصلی از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۵ محاسبه شده‌اند. در این مطالعه با برآورد مدل‌های خطی و غیرخطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تلاش شد مدل بهینه و سازگار با بازار مسکن ایران، انتخاب شود. مقایسه مدل‌های مختلف نشان داد بازار مسکن در ایران، تحت‌تأثیر مدل‌های خطی در بلندمدت و غیرخطی در کوتاه‌مدت است. نتایج برآورد این مدل نشان می‌دهد، در کوتاه‌مدت، افزایش اشتغال، باعث افزایش تقاضا برای مسکن می‌شود ولی در بلندمدت، با کاهش اشتغال، سرمایه‌گذاری‌ها به سمت بازار مسکن، سوق می‌یابند. با بهبود رشد اقتصادی در کشور نیز عملاً تمایل سرمایه‌گذاران به سمت سرمایه‌گذاری در بازارهای پرسود؛ همچون بازار سهام، جلب می‌شود؛ در حالی‌که کاهش رشد اقتصادی می‌تواند باعث سرازیر شدن نقدینگی به سمت بازار مسکن شود. با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه، می‌توان استدلال کرد که بازار مسکن در ایران، به مثابه بازاری مطمئن است و سرمایه‌گذاران، برای فرار از تأثیرات مخرب رکود اقتصادی در سایر بازارها، به آن توجه دارند.

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، اثرات نامتقارن، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، ایران، رشد اقتصادی
طبقه‌بندی JEL: C24, N65, G21, R31

* نویسنده مسئول: s.karimi@razi.ac.ir

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

۱- مقدمه

اهمیت روزافزون بازار دارایی‌ها در اقتصاد هر کشور، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌کند. بازار مسکن، از اجزای مهم بازارهای دارایی است (دیندار رستمی و شیرین‌بخش، ۱۳۹۵). از طرفی، نوسان قیمت مسکن و اثرهای آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی، برای سیاست‌گذاران اقتصادی، به مسأله‌ای کلیدی، تبدیل شده است (قلی‌زاده و عقیقی، ۱۳۹۴).

تغییراتی که در قیمت مسکن، ایجاد می‌شود، از یک‌سو، باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و به دنبال آن، مطلوبیت ناشی از مصرف می‌شود و از سوی دیگر، با توجه به متفاوت بودن ترکیب دارایی برای افراد مختلف، تغییر در قیمت مسکن باعث می‌گردد ثروت افراد مختلف در مقایسه با یکدیگر تغییر کند. اگر از جنبه سرپناه به مسکن نگاه شود، اهمیت نوسان‌های قیمت آن برای دولت حتی می‌تواند بیشتر باشد؛ زیرا نوسان‌های قیمت مسکن و به ویژه افزایش سریع آن؛ از جمله تهدیدهایی است که هدف تضمین دسترسی مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند (خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۱).

بررسی رفتار تاریخی قیمت مسکن، نشان داده است که بخش مسکن، دوره رونق‌های حدود یک‌سال‌ونیم (شش فصل) را تجربه و سپس دوره‌های رکودی در حدود چهارسال‌ونیم (هجده فصل) را به دنبال این دوره رونق، تجربه می‌کند. در پی بروز این رکود که حدود پنج سال به طول می‌انجامد، نوسانات قیمت مسکن بسیار کم شده و تنها با نوسانات کمی حول روند خود ادامه می‌یابد. این نوع رفتار قیمت مسکن در ایران می‌تواند مرتبط با شوک‌های نفتی و تغییرات سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان مثل رشد درآمد سرانه باشد اما یک نکته بسیار مهم و حائزاهمیت در مورد افزایش قیمت مسکن، این است که این افزایش قیمت با توجه به اینکه دارایی مسکن بیشترین سهم را در پرتفوی دارایی عاملان اقتصادی دارد و از سوی دیگ ر بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی دارای خواص غیرخطی در سیکل‌های تجاری هستند (عباسی‌نژاد و شهاب‌لواسانی، ۱۳۹۳).

یکی از نکات مهم که در مطالعه دارایی‌ها از جمله مسکن باید مورد توجه قرار گیرد نوسانات قیمت آن می‌باشد. نوسانات قیمت جزو ذات بازار است، اما گاهی این نوسانات از شکل عادی خود خارج شده‌اند و جای خود را به صعودهای افسارگسیخته و سقوط‌های ناگهانی داده‌اند و ضربات جبران‌ناپذیری به بازار مسکن وارد کرده‌اند. توجه به بخش مسکن و حل مشکل آن مربوط به کشورهای جهان سوم نیست، اما ابعاد این مشکل در کشورهای درحال‌توسعه وسیع‌تر می‌شود. کشور ما نیز با معضلات و مشکلات خاص مربوط به آن روبه‌رو است (سبزعلی، ۱۳۹۷).

در کشور ایران سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوارهای شهری حدود ۳۲ درصد است که این رقم برای دهک‌های پایین درآمدی در کلان‌شهرها، به بیش از ۷۰ درصد نیز می‌رسد؛ در حالی که در کشورهایی که در حل مشکلات مسکن موفق بوده‌اند، سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار کمتر از ۱۵ درصد است (اکبری، ۱۳۹۶). بر این اساس با توجه به چشم‌گیر بودن سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوارهای شهری، وجود بی‌ثباتی در قیمت مسکن شهری می‌تواند باعث ایجاد نوعی نااطمینانی در تصمیم‌گیری خانوارهای شهری شود؛ ازاین‌رو تحلیل صحیح از وضعیت بازار مسکن و شناخت درست از عوامل تأثیرگذار بر آن و نیز میزان تأثیرگذاری هریک از آنها، می‌تواند برنامه‌ریزان و مسئولان امور را در تحلیل و پیش‌بینی درست وضعیت آینده، کمک و متناسب با آن، راه‌حل‌های مناسبی را ارائه نماید. در این مطالعه تلاش شده است برخلاف مطالعات تجربی که تاکنون در ایران انجام شده، اثرات پویای عوامل عمده و مؤثر کلان اقتصادی و اهمیت نسبی هر یک از آنها در ایجاد نوسانات قیمت مسکن، به روش هم‌انباشتگی نامتقارن در یک چارچوب غیرخطی مورد بررسی قرار گیرد. علاوه بر این، با تفکیک اثرات مثبت و

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

منفی عوامل مؤثر، تلاش می‌شود نتایج کاربردی‌تری جهت سیاست‌گذاری‌های حوزه مسکن ارائه شود. از این رو سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که با افزایش یا کاهش رشد اقتصادی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی، قیمت مسکن چه تغییری خواهد داشت. از آنجایی که تغییر این متغیرها همراه با نوساناتی در طول دوره بررسی است؛ لذا از اثرات نامتقارن آنها استفاده شده است.

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

آدامس و فیوس[1] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت عوامل مؤثر کلان اقتصادی بر بازار بین‌المللی مسکن طی یک دوره سی‌ساله و برای ۱۵ کشور پرداختند. نتایج نشان دادند که قیمت مسکن در بلندمدت تا ۰/۶ درصد در پاسخ به افزایش فعالیت‌های اقتصادی، افزایش می‌یابد در حالی که هزینه ساخت‌وساز و نرخ بهره به ترتیب دارای اثرات ۰/۶ و ۰/۲ درصد بر قیمت مسکن بوده است.

کاترکیلیدیس و تراچناس[2] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی پویایی قیمت مسکن در کشور یونان با استفاده از روش ARDL نامتقارن، طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۹ پرداختند. نتایج مطالعه آنها حاکی از وجود تفاوت‌های معناداری در پاسخ به تغییرات مثبت و منفی متغیرهای توضیحی در دو افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

ننجی[3] و همکارانش (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با عنوان «پویایی‌های قیمت مسکن و پاسخ آنها به تغییرات اقتصاد کلان» با استفاده از مدل مارکف سویچینگ سه رژیمی، به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر پویایی بازار املاک و مستغلات مسکونی در ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. آنها برای درک روشنی از عوامل مؤثر بر بازار مسکن سه رژیم رونق، ایستا- ثابت و رکود را طراحی کردند. نتایج نشان دادند که حساسیت بازار املاک و مستغلات به تغییرات اقتصادی وابسته به رژیم است.

لی[4] (۲۰۱۵) مطالعه‌ای با عنوان «پویایی‌های قیمت مسکن نامتقارن؛ شواهدی از بازار مسکن کالیفرنیا» از طریق ارائه الگوهای نامتقارن در همبستگی جزئی و بازده متوسط در قیمت‌های مسکن بین دوره‌های افزایش و کاهش انجام دادند. اثرات نامتقارن بودن نشان‌دهنده آن است که همبستگی سریالی بین قیمت مسکن و تغییرات درآمد و رشد جمعیت به توضیح استحکام و پایداری قیمت پایین مسکن کمک می‌کند. تفاوت‌های معناداری بین الگوهای نامتقارن قیمت مسکن در دو منطقه ساحلی و دره کالیفرنیا پس از بحران مالی اخیر وجود دارد.

کوهن[5] و همکارانش (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات فضایی پویایی‌های قیمت مسکن در ۳۶۳ ایالت آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج حاکی از معنادار بودن الگوهای رشد فضایی در نرخ‌های رشد قیمت مسکن است. به‌طور کلی یافته‌ها برای کنترل درون‌زایی بالقوه و برای مشخصه‌های وزن‌های فضایی مختلف؛ شامل همپوشانی وزن‌ها و جریان‌های مهاجرت، پایدار است. همچنین این نتایج، اهمیت سرریز فضایی در مطالعات آتی را نشان می‌دهد.

ب) پژوهش‌های داخلی

خلیلی‌عراقی و همکارانش (۱۳۹۱)، به عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی و اطلاعات آماری نامتوازن دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰ مربوط به ۳۰ منطقه شهری و با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی پویا به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، تأثیر مثبتی و هزینه

1- Adams and Füss
2- Katrakilidis and Trachanas
3- Nneji
4- Li
5- Cohen

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

مالکیت، تأثیر منفی بر قیمت حقیقی مسکن داشته‌اند. در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری، مثبت و اثر هزینه مالکیت، منفی بوده است.

سهیلی و همکارانش (۱۳۹۳)، به بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۷-۱۳۷۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مدل برآورد شده بیانگر این واقعیت است که متغیرهای کلان اقتصادی، از قدرت بالایی در توضیح رفتار قیمت مسکن و نوسانات آن برخوردار هستند.

قادری و ایزدی (۱۳۹۵) اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت مسکن با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۹۱-۱۳۵۰ در ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان دادند که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن، تأثیر مثبت ی داشته و اثر تغییرات تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن، معکوس برآورد گردیده است. همچنین نتایج نشان دادند قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت است و درنهایت سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

ساقی و همکارانش (۱۳۹۷) به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۷۴تا فصل اول ۱۳۹۶ در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور، از روش مارکوف سویچینگ خودتوضیح برداری که یک روش غیرخطی است و امکان بررسی اثر سیاست پولی در وضعیت‌های مختلف بازار مسکن را فراهم می‌آورد، بهره گرفته شده است. نتایج به‌دست آمده، نشان می‌دهند که تأثیر سیاست پولی بر بازار مسکن، نامتقارن است؛ همچنین نتایج توابع واکنش آنی وابسته به رژیم نشان می‌دهد که اثرگذاری سیاست پولی در دوران رکود مسکن، به مراتب بیشتر از دوران رونق این بازار است.

۳- مبانی نظری

مسکن، یکی از مهم‌ترین بخش‌های توسعه در یک جامعه می‌باشد؛ به‌طوری که با ابعاد وسیع اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، زیست‌محیطی و کالبدی خود، اثرات گسترده‌ای در ارائه ویژگی‌ها و سیمای جامعه می‌گذارد. اهمیت اقتصادی و اجتماعی مسکن، آن را درکانون توجهات عمومی قرار داده و در زمینه اشتغال‌زایی ارتباط آن با بسیاری از بخش‌های دیگر اقتصادی، به عنوان ابزاری مناسب در جهت تحقق سیاست‌های اقتصادی، تلقی می‌شود و می‌توان گفت که مسکن از جمله مسائلی است که انسان همواره با آن دست به گریبان بوده و به دنبال رفع این مسأله و همچنین یافتن پاسخ مناسبی برای آن بوده است (ساسان‌پور و همکاران، ۱۳۹۸).

یک رویکرد اصلی در بررسی قیمت مسکن، مطالعه عوامل مؤثر بر رفتار تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان است. از آنجایی که عرضه مسکن در کوتاه‌مدت کشش‌ناپذیر است، مهم‌ترین عامل در نوسان‌های قیمت مسکن در کوتاه‌مدت و میان‌مدت (به ویژه حباب سوداگرانه)، تقاضای مسکن می‌باشد. تقاضای مسکن دو نوع است: تقاضای مصرفی مسکن و تقاضای دارایی مسکن (خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۱).

تقاضای مصرفی برای خانوارها به منظور تأمین سرپناه مناسب است، بنابراین اجتناب‌ناپذیر است. قیمت مسکن و درآمد خانوار در این نوع تقاضا مؤثر است. کشش قیمتی این نوع تقاضا بسیار پایین است و این نوع تقاضا همواره وجود دارد و تنها ممکن است با توجه به تغییر قیمت مسکن و درآمد خانوارها، نوع مسکن مورد تقاضای خانوارها تفاوت کند (ایزدخواستی و همکاران،

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

۱۳۹۸). در این راستا مالپزی (۱۹۹۰ و ۱۹۹۹) با بررسی رابطه بین قیمت مسکن و درآمد، نشان داد که بین قیمت‌های مسکن و درآمد، نرخ تعادل بلندمدت وجود دارد. این نظریه براساس فرضیه درآمد دائمی استدلال می‌کند که در هر دوره خاص، مصرف مسکن تابع ثابت و پایدار از درآمد متوسط طی چرخه فعلی است؛ ازاین‌رو فرضیه درآمد دائمی، نوسانات قیمت مسکن را به خوبی اثبات نمی‌کند. این موضوع می‌تواند به دلیل این واقعیت باشد که مسکن، یک کالای چندبعدی است و هم به عنوان کالای مصرفی بادوام و هم به عنوان دارایی برای سرمایه‌گذاری، مورد توجه قرار می‌گیرد (Chen et al., 2007).

تورم، بر بخش مسکن تأثیر دارد. در شرایط تورمی، هزینه ساخت یک واحد مسکن برای سازندگان، افزایش می‌یابد. این افزایش می‌تواند به دو دلیل باشد: یکی، افزایش هزینه مصالح ساختمانی و دیگری، در شرایط تورمی کارگران ساختمانی نیز با در نظر گرفتن تورم واقعی و با لحاظ انتظارات تورمی خود، تقاضای دستمزد واقعی بالاتری خواهند کرد. از دید نظری و ضمن ثبات سایر شرایط، با افزایش درآمد سرانه خانوار به دلیل نرمال بودن کالای مسکن، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت. این امر می‌تواند چند دلیل داشته باشد: یکی اینکه با افزایش درآمد، تمایل خانوارها به تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی به ویژه در کلان‌شهرها که قیمت نسبی مسکن در آنها بالاست، افزایش می‌یابد؛ در نتیجه، خانوارها از کالای مسکن، بیشتر تقاضا می‌کنند. این بخش افزایش تقاضای مسکن، معطوف به تقاضای مصرفی مسکن است. اما از سمت دیگر، با افزایش درآمد، تقاضای مسکن به عنوان کالای سرمایه‌ای نیز افزایش خواهد یافت. از آنجا که میل نهایی به پس‌انداز با افزایش درآمد، افزایش می‌یابد، می‌توان انتظار داشت که با افزایش پس‌انداز تمایل خانوارها به سرمایه‌گذاری نیز افزایش یابد (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۸۶).

علاوه‌بر قیمت مسکن و درآمد خانوارها، تسهیلات پرداختی برای خرید ملک از سوی بانک‌ها، هزینه‌های معاملاتی (هزینه انعقاد قرارداد مربوط به مشاوران املاک، هزینه تنظیم سند، هزینه جابه‌جایی)، ترجیحات خانوارها (تنوع‌طلبی و غیره)، اشتغال و تحولات جمعیتی (افزایش تعداد خانوارها، افزایش یا کاهش جمعیت خانوارها)، در تقاضای مصرفی مسکن مؤثرند.

تقاضای دارایی مسکن زمانی شکل می‌گیرد که خرید مسکن در مقایسه با سایر دارایی‌ها مانند سهام و اوراق قرضه، سوددهی بیشتری داشته باشد. سوددهی در این بازار زمانی شکل می‌گیرد که سفته‌بازان انتظار داشته باشند که قیمت بازاری مسکن از قیمت بنیادی آن در کوتاه‌مدت، بیشتر خواهد شد. بنابراین، آنها می‌توانند با خرید مسکن به قیمت پایین‌تر از قیمت بنیادی، آن را با قیمت بالاتر از قیمت بنیادی فروخته و سود کسب کنند. هر چقدر میزان انحراف از قیمت بنیادی بیشتر شود تقاضای دارایی مسکن بیشتر می‌شود؛ زیرا از یک‌سو سفته‌بازان با ریسک‌گریزی بالاتر نیز تقاضای خرید مسکن می‌کنند و از سوی دیگر معامله‌گران غیرحرفه‌ای (مستأجران) نیز به منظور حفظ قدرت خرید خود تقاضای مسکن می‌کنند (Chien, 2010).

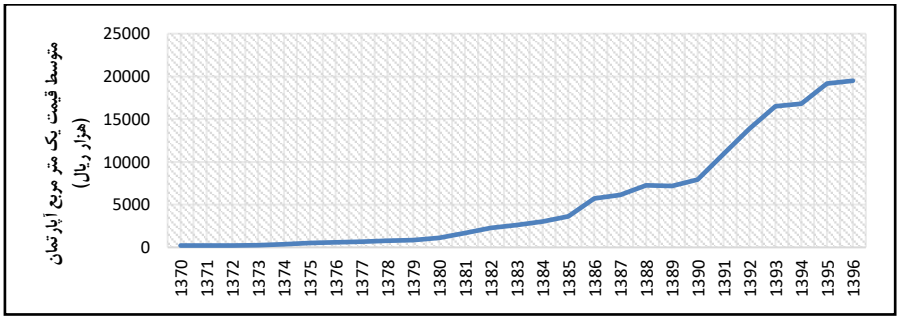
بیشتر تحقیقات درمورد مدل‌سازی قیمت مسکن در چارچوب خطی انجام شده است، ولی متغیرهای اقتصاد کلان بسیاری به ویژه در سیکل‌های تجاری دارای خواص غیرخطی هستند. همانطور که قیمت مسکن با افزایش فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌یابد، ولی در مقابل ممکن است با کاهش فعالیت‌های اقتصادی به همان اندازه کاهش نیابد، بنابراین این رابطه غیرخطی را می‌توان در تفکیک اثرات مثبت و منفی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن نشان داد. این احتمال وجود دارد که مدل‌های خطی قادر نیستند برای تعیین عوامل اثرگذار بر قیمت‌های مسکن مناسب باشند و منجر به شواهد و نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌شوند. نکته دیگر آن است که پاسخ بازار مسکن به شوک‌های مثبت این عوامل متفاوت از پاسخ به شوک‌های منفی است (خیابانی و شجری پورجابری، ۱۳۹۶).

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

همچنین این دو عامل تعیین‌کننده قیمت مسکن؛ درآمد و تورم قادر هستند در طیف گسترده‌ای از اصول کلان اقتصادی به صورت نامتقارن بر روی قیمت مسکن تأثیر بگذارند (Kamalian et al.,2010; Kuan-Min et al., 2008).

در نمودار ۱ متوسط قیمت هر مترمربع آپارتمان را در کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۰ نشان می‌دهد. قیمت هر مترمربع آپارتمان در سال ۱۳۷۰، ۲۲۴ هزار ریال بوده است که در سال ۱۳۹۶ به ۱۹۴۹۵ هزار ریال رسیده است و این نشان از رشد ۸۶ درصدی در قیمت آپارتمان طی دوره زمانی انتخابی می‌باشد. اصولاً بررسی روند تاریخی داده‌های سری زمانی قیمت مسکن نشان می‌دهد که افزایش در قیمت مسکن شباهتی به افزایش در قیمت عموم کالاها و خدمات ندارد. به عبارت دیگر افزایش در قیمت عموم کالاها و خدمات اصولاً به صورت سالیانه و تدریجی در حد نرخ تورم صورت می‌گیرد. ولی در مورد افزایش قیمت مسکن هیچ‌گاه وضع به این صورت نبوده و مشاهده می‌شود، طی ۲۷ سال گذشته افزایش قیمت مسکن در کشور به صورت پله‌ای بوده است (گزارشات دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، ۱۳۹۶). با توجه به نمودار۱ شدیدترین نوسانات در قیمت مسکن به ترتیب در دوره‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵، ۱۳۸۱-۱۳۸۰، ۱۳۷۵-۱۳۷۴ و ۱۳۹۱-۱۳۹۰، رخ داده است.



نمودار ۱- متوسط قیمت یک مترمربع آپارتمان در کشور طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۷۰

منبع: (دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت راه و شهرسازی)

۴- روش تحقیق

روش‌شناسی و ساختار مدل هم‌انباشتگی ARDL نامتقارن

ادبیات نظری در مورد اثرات نامتقارن بین متغیرها به وسیله سه نوع از مدل‌های سویچینگ- رژیمی[1] ایجاد شد: ۱- مدل تصحیح خطای آستانه[2] که تغییرات رژیمی آن را سطحی از متغیرهای مشاهده شده در رابطه با یک آستانه مشاهده نشده، برآورد می‌کند. ۲- مدل تصحیح خطای مارکف سویچینگ[3] که تغییرات رژیمی آن براساس یک زنجیره از مارکف‌ها، تکامل یافت. ۳- مدل سوم مربوط به رگرسیون انتقال ملایم[4] است که ECM آستانه را به وسیله انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به عنوان یک تابع ملایم در نظر می‌گیرد (Kapetanios & Tzavalis, 2006).

مدل ARDL نامتقارن گسترش‌یافته، روش جدیدی برای تعیین غیرخطی بودن است که بر عدم‌تقارن‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در میان متغیرهای اقتصادی متمرکز است. شاین و گرینوود- نیمو[5] (۲۰۱۴)، این روش را توسعه دادند. در نتیجه، بر پایه مطالعات پسران[6] و شاین (۱۹۹۸)، پسران و همکاران (۲۰۰۱)، اسچوردرت[7] (۲۰۰۳) و شاین و گرینوود- نیمو (۲۰۱۴)، در این مقاله از رگرسیون هم‌انباشتگی نامتقارن غیرخطی (۱) استفاده می‌شود:

1- Regime-Switching Models
2- Threshold ECM
3- Markov-Switching ECM
4- Smooth Transition Regression
5- Shin and Greenwood-Nimmo
6- Pesaran
7- Schorderet

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (۱)$$

در اینجا، β^+ و β^- پارامترهای بلندمدت و x_t، $k \times 1$ بردار از رگرسورهای تجزیه شده به صورت معادله (۲) هستند.

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (۲)$$

در اینجا، x_t^+ و x_t^- مجموع فرایندهای جزئی از تغییرات مثبت و منفی در x_t هستند.

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0) \quad \text{و}$$
$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0) \quad (۳)$$

با توجه به معادله (۲) برای مورد ARDL(p,q)، مدل تصحیح خطای نامتقارن (AECM) (۵) ارائه می‌شود:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t \quad (۴)$$

برای $j = 1, \dots, q$

در اینجا، $\theta^+ = -\rho\beta^+$ و $\theta^- = -\rho\beta^-$.

این تحلیل تجربی، چهار مرحله را به دنبال دارد: مرحله اول، مربوط به برآورد معادله (۴) است که می‌تواند از طریق OLS استاندارد برآورد شود. مرحله دوم، برقراری رابطه بلندمدت بین سطوحی از متغیرها y_t، x_t^+ و x_t^-، است که به وسیله میانگینی از آزمون F تعدیل شده محاسبه و با استفاده از رویکرد آزمون کراندار گسترش یافته توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) و شاین و گرینوود- نیمو (۲۰۱۴) انجام می‌شود و در معادله (۴)، به صفر مشترک اشاره دارد، $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$. در مرحله سوم، با استفاده از آزمون والد، نامتقارن بودن بلندمدت، جایی که $\theta = \theta^+ = \theta^-$ و نامتقارن بودن کوتاه‌مدت از طریق یکی از فرم‌های زیر بررسی می‌شود:

$\pi_i^+ = \pi_i^-$ برای همه $i = 1, \dots, q$ یا $\sum_{i=0}^{q} = 0\pi_i^+ = \sum_{i=0}^{q} = 0\pi_i^-$.

در نهایت، در مرحله چهارم، از مدل ARDL نامتقارن (۴) برای به دست آوردن اثرات ضریب پویا انباشته نامتقارن از یک واحد تغییر به ترتیب در x_t^+ و x_t^-، بر روی y_t استفاده خواهد شد:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^{h} \frac{\delta y_{t+j}}{\delta x_t^+}, m_h^- = \sum_{j=0}^{h} \frac{\delta y_{t+j}}{\delta x_t^-}, h = 0,1,2, \dots \quad (۵)$$

توجه کنید، همان‌طور که $h \to \infty$، پس $m_h^+ \to \beta^+$ و $m_h^- \to \beta^-$، در اینجا β^+ و β^- ضرایب بلندمدت نامتقارن هستند که به ترتیب به صورت $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ و $\beta^- = -\theta^-/\rho$ محاسبه می‌شوند.

معرفی مدل و متغیرها

با توجه به مبانی نظری ارائه شده و مطالعه کاترکیلیدیس و تراچناس (۲۰۱۲)، متغیرهای مختلفی بر قیمت مسکن در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیرگذار هستند که با افزایش این متغیرها، ممکن است قیمت مسکن، به همان اندازه، افزایش یابد ولی با کاهش آنها، ضرورتاً قیمت مسکن به همان اندازه کاهش نخواهد یافت و این همان بحث اثرات نامتقارن است که در این مقاله تلاش شده است با استفاده از مدل ARDL غیرخطی، اثرات نامتقارن مثبت و منفی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران، بررسی می‌شود. از جمله عوامل مؤثر بر قیمت مسکن می‌توان به تغییرات مثبت و منفی شاخص قیمت مصرف‌کننده (تورم)، درآمد سرانه، نرخ سود تسهیلات مسکن (از طریق تأثیری که بر روی تقاضای مسکن دارد) و نرخ اشتغال (می‌توان گفت این متغیر می‌تواند از طریق تأثیری که بر روی باز توزیع درآمد دارد بر روی قیمت مسکن نیز اثرگذار باشد) اشاره کرد. مدل خطی و متقارن به صورت معادله (۶) است:

$$\mathrm{HPI}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{CPI}_t + \alpha_2 \mathrm{EMR}_t + \alpha_3 \mathrm{DEI}_t + \alpha_4 \mathrm{GDPR}_t + \epsilon_t \quad (۶)$$

در اینجا؛

HPI_t: متوسط قیمت هر مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی در کشور برحسب هزار ریال به عنوان شاخص قیمت مسکن

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

CPI_t: شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف‌کننده براساس قیمت سال پایه ۱۳۹۰ برحسب درصد به عنوان شاخص تورم

$\mathrm{GDPR_t}$: رشد اقتصادی برحسب درصد

$\mathrm{DEI_t}$: نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی در بخش ساختمان و مسکن برحسب درصد

$\mathrm{EMR_t}$: نسبت جمعیت شاغل به جمعیت فعال کشور برحسب درصد.

همان‌طور که بیان شد، معادله (۶) رابطه خطی و بلندمدت بین متغیر قیمت مسکن با سایر متغیرهاست. اگر این رابطه، در بلندمدت صادق باشد، هرگونه انحراف از معادله (شوک) بلندمدت که در پسماند نمود می‌یابد، باید در کوتاه‌مدت توسط مکانیزم تعدیل خطا تصحیح شود و به تدریج، قیمت مسکن دوباره به میزان پیش‌بینی شده در بلندمدت، برخواهد گشت. مکانیزم تصحیح خطا را می‌توان به صورت (۷) ارائه داد.

$$\Delta \mathrm{HPI}_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \Delta \mathrm{HPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \Delta \mathrm{CPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \beta_{3j} \Delta \mathrm{EMR}_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \beta_{4j} \Delta \mathrm{DEI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \beta_{5j} \Delta \mathrm{GDPR}_{t-j} + \theta \epsilon_{t-1} + e_t \quad (۷)$$

Δ، نشان‌دهنده تفاضل متغیرها می‌باشد. معادله (۸) رابطه کوتاه‌مدت شاخص مسکن با سایر متغیرها را نشان می‌دهد. تفاوت این معادله با معادله کوتاه‌مدت محض در وجود ضریب تعدیل (θ) برای خطاهای موجود در بلندمدت (ϵ) می‌باشد. به عبارت دیگر در صورتی که پارامتر θ عددی مابین صفر و ۱- باشد، انحراف از مسیر بلندمدت توسط ضریب تعدیل خطا در کوتاه‌مدت جبران می‌شود.

با تلفیق معادله ۶ در معادله ۷ می‌توان به هر دو رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت را در یک معادله واحد ملاحظه کرد.

$$\Delta \mathrm{HPI}_t = \psi + \eta_0 \mathrm{HPI}_{t-1} + \eta_1 \mathrm{CPI}_{t-1} + \eta_2 \mathrm{EMR}_{t-1} + \eta_3 \mathrm{DEI}_{t-1} + \eta_4 \mathrm{GDPR}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \Delta \mathrm{HPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \Delta \mathrm{CPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \beta_{3j} \Delta \mathrm{EMR}_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \beta_{4j} \Delta \mathrm{DEI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \beta_{5j} \Delta \mathrm{GDPR}_{t-j} + e_t \quad (۸)$$

معادله (۸) به عنوان معادله خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی $ARDL(p,q,m,n,v)$ شناخته شده است. با دقت در این معادله می‌توان دریافت که ضرایب موجود به شکل (۹) تغییر یافته‌اند.

$$\psi = \beta_0 - \theta\alpha_0 \,, \eta_0 = \theta \,, \eta_1 = -\theta\alpha_1 \,, \eta_2 = -\theta\alpha_2 \,, \eta_3 = -\theta\alpha_3 \,, \eta_4 = -\theta\alpha_4 \quad (۹)$$

به همین دلیل می‌توان استنباط کرد که ضرایب به دست آمده از تخمین این مدل نمی‌تواند ضرایب بلندمدت را مستقیماً نشان دهد و برای به دست آوردن ضرایب بلندمدت محاسبات (۱۰) را به عمل آورد که این کار به عنوان نرمالیزه کردن شناخته می‌شود.

$$\theta = \eta_0 \,, \alpha_1 = -\frac{\eta_1}{\theta} \,, \alpha_2 = -\frac{\eta_2}{\theta} \,, \alpha_3 = -\frac{\eta_3}{\theta} \,, \alpha_4 = -\frac{\eta_4}{\theta} \quad (۱۰)$$

مدل خطی تفاوتی بین تغییرات مثبت یا منفی و اثرات متفاوت آنها قائل نمی‌شود در حالی‌که در اغلب متغیرهای اقتصادی اثر نامتقارن وجود دارد و عکس‌العمل متغیرهای اقتصادی به افزایش متغیرها به هیچ وجه مانند عکس‌العمل به کاهش آن نمی‌باشد. از این رو مدل غیرخطی می‌تواند به صورت (۱۱) باشد.

$$\Delta \mathrm{HPI}_t = \psi + \eta_0 \mathrm{HPI}_{t-1} + \eta_1 \mathrm{CPI}_{t-1} + \eta_2 \mathrm{EMR}_{t-1} + \eta_3 \mathrm{DEI}_{t-1} + \eta_4^{+} \mathrm{GDPR}_{t-1}^{+} + \eta_4^{-} \mathrm{GDPR}_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \Delta \mathrm{HPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \Delta \mathrm{CPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \beta_{3j} \Delta \mathrm{EMR}_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \beta_{4j} \Delta \mathrm{DEI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \left(\beta_{5j}^{+} \Delta \mathrm{GDPR}_{t-j}^{+} + \beta_{5j}^{-} \Delta \mathrm{GDPR}_{t-j}^{-} \right) + e_t \quad (۱۱)$$

علامت‌های مثبت و منفی در متغیرها نیز مجموع جزئی از تغییرات مثبت و منفی در آنها است. مدل (۱۲) نشان‌دهنده رفتار غیرخطی رشد اقتصادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت می‌باشد. شاین و گرینوود- نیمو (۲۰۱۴) ابراز داشته‌اند که رفتار غیرخطی می‌تواند منحصر به کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشد. به همین دلیل رفتار خطی در بلندمدت و غیرخطی در کوتاه‌مدت در معادله (۱۲) نشان داده شده است.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

$$\Delta \mathrm{HPI}_t = \psi + \eta_0 \mathrm{HPI}_{t-1} + \eta_1 \mathrm{CPI}_{t-1} + \eta_2 \mathrm{EMR}_{t-1} + \eta_3 \mathrm{DEI}_{t-1} + \eta_4 \mathrm{GDPR}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \Delta \mathrm{HPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_{2j} \Delta \mathrm{CPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \beta_{3j} \Delta \mathrm{EMR}_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \beta_{4j} \Delta \mathrm{DEI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \left(\beta_{5j}^{+} \Delta \mathrm{GDPR}_{t-j}^{+} + \beta_{5j}^{-} \Delta \mathrm{GDPR}_{t-j}^{-}\right) + e_t \quad (۱۲)$$

ضرایب دینامیک غیرمتقارن برای تغییرات مثبت و منفی رشد اقتصادی می‌تواند توسط معادله (۱۳) ارزیابی شود.

$$m_h^{+} = \sum_{i=0}^{h} \frac{\partial \mathrm{HPI}_{t+i}}{\partial \mathrm{GDPR}_t^{+}} \; ; \; m_h^{-} = \sum_{i=0}^{h} \frac{\partial \mathrm{HPI}_{t+i}}{\partial \mathrm{GDPR}_t^{-}} \quad (۱۳)$$
$$\lim_{h \to \infty} m_h^{+} = \alpha_1^{+} \; , \; \lim_{h \to \infty} m_h^{-} = \alpha_1^{-}$$

لازم به ذکر است، داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۵ از طریق منابع آماری مختلف همچون مرکز آمار ایران و بانک مرکزی گردآوری شده است. همچنین داده قیمت هر مترمربع آپارتمان از گزارشات موجود در وزارت راه و شهرسازی، معاونت برنامه‌ریزی و مسکن به دست آمده است.

۵- یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد

با توجه به کاربرد مدل ARDL، اگرچه می‌توان آن را صرف‌نظر از مرتبه انباشتگی رگرسورها به کار برد، ولی لازم است در ابتدا آزمون بررسی انباشتگی متغیرها به منظور اطمینان از عدم‌استفاده از سری‌های I(2) انجام شود. در چنین مواردی آماره F محاسبه شده معتبر نخواهد بود (Ouattara, 2004). به همین منظور از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] و فیلیپس-پرون (PP)[2] استفاده می‌شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای مورد بررسی، در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	آزمون ADF (با عرض از مبدأ)		آزمون PP (با عرض از مبدأ)		آزمون ADF (با عرض از مبدأ و روند)		آزمون PP (با عرض از مبدأ و روند)	
	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال
HPI	۰/۴۱۹۴	۰/۹۸۲۸	۱/۳۴۴۹	۰/۹۹۸۷	-۱/۷۵۴۷	۰/۷۱۸۸	-۱/۲۴۶۵	۰/۸۹۴۷
D(HPI)	-۳/۱۹۸۱**	۰/۰۲۳۱	-۷/۶۰۷۰*	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۰۵۴**	۰/۰۴۴۵	-۷/۶۳۳۳*	۰/۰۰۰۰
DEL	-۰/۸۹۹۵	۰/۷۸۴۷	-۰/۹۲۶۶	۰/۷۷۶۰	-۲/۰۳۹۱	۰/۵۷۲۶	-۲/۰۷۳۷	۰/۵۵۳۶
D(DEL)	-۹/۸۵۱۳*	۰/۰۰۰۰	-۹/۸۵۱۳*	۰/۰۰۰۰	-۹/۹۵۰۰*	۰/۰۰۰۰	-۹/۹۵۰۰*	۰/۰۰۰۰
CPI	۳/۵۸۶۶	۱/۰۰۰۰	۴/۹۴۵۲	۱/۰۰۰۰	۰/۹۶۹۳	۰/۹۹۹۹	۱/۱۴۱۷	۰/۹۹۹۹
D(CPI)	-۴/۴۵۶۹*	۰/۰۰۰۴	-۴/۲۳۷۸*	۰/۰۰۱۰	-۶/۱۲۰۷*	۰/۰۰۰۰	-۶/۱۱۹۶*	۰/۰۰۰۰
EMR	-۱/۶۹۴۱	۰/۴۳۱۱	-۱/۷۳۷۹	۰/۴۰۹۲	-۱/۸۵۸۲	۰/۶۶۸۵	-۱/۹۱۴۰	۰/۶۳۹۸
D(EMR)	-۹/۸۰۲۱*	۰/۰۰۰۰	-۹/۸۰۲۱*	۰/۰۰۰۰	-۹/۷۵۰۹۹*	۰/۰۰۰۰	-۹/۷۵۰۹*	۰/۰۰۰۰
GDPR	-۳/۳۶۶۹**	۰/۰۱۴۵	-۳/۴۷۲۸**	۰/۰۱۰۷	-۳/۹۷۹۱**	۰/۰۱۲۴	-۳/۴۷۲۸**	۰/۰۰۶۶
D(GDPR)	-۶/۰۳۳۴*	۰/۰۰۰۰	-۹/۸۳۲۰*	۰/۰۰۰۰	-۵/۹۹۸۱*	۰/۰۰۰۰	-۹/۷۹۹۶*	۰/۰۰۰۰
GDPR_N	-۰/۸۲۴۴	۰/۸۰۷۵	-۰/۸۵۹۶	۰/۷۹۷۰	-۴/۳۲۳۳*	۰/۰۰۴۴	-۴/۳۱۳۲*	۰/۰۰۴۶
D(GDPR_N)	-۱۱/۰۷۵۵*	۰/۰۰۰۰	-۱۳/۷۰۰۱*	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۰۳۲۲*	۰/۰۰۰۰	-۱۳/۵۴۸۳*	۰/۰۰۰۰
GDPR_P	-۰/۲۳۲۰	۰/۹۲۹۶	۰/۰۸۸۳	۰/۹۶۳۳	-۳/۷۵۴۶**	۰/۰۲۳۳	-۳/۷۹۳۴**	۰/۰۲۱۰
D(GDPR_P)	-۱۰/۶۲۵۲*	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۲۶۰۳	۰/۰۰۰۰	-۱۰/۵۸۰۲*	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۲۱۲۸*	۰/۰۰۰۰

توضیحات: * و ** به ترتیب معناداری در سطح یک و پنج درصد است.

نتایج آزمون‌های مانایی، نشان می‌دهد که در هر دو روش ADF و PP، کلیه متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش [illegible] مانا بودن آنها تأیید شده است؛ به عبارتی، مقدار آماره

1- Augmented Dickey-Fuller Test
2- Phillips-Perron Test

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

محاسبه شده برای آنها با یک دوره تفاضل از مقادیر بحرانی، بزرگ‌تر شده است؛ بنابراین مانا بودن آنها را به اثبات می‌رساند و دارای میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت هستند.

نتایج حاصل از آزمون کران‌ها

در ابتدا با استفاده از مدل تصحیح خطای نامحدود، هم‌انباشتگی خطی براساس فرم معادله (۷)، هم‌انباشتگی غیرخطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت براساس معادله (۱۲) و هم‌انباشتگی خطی در بلندمدت و غیرخطی در کوتاه‌مدت براساس معادله (۱۳) بررسی می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم‌وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل‌ها می‌باشد؛ لذا اگر مقدار آماره F از مقدار بحرانی کران پایین، کوچکتر باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و این موضوع، دلیلی برای وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها در بلندمدت است. آزمون هم‌انباشتگی به کار رفته در مدل‌های نامحدود براساس آماره F در فرضیه مشترکی است که ضرایب متغیرهای باوقفه برابر با صفر هستند. به عبارتی فرضیه‌های صفر $\rho = \theta = 0$ و $\rho = \theta^{+} = \theta^{-} = 0$ به ترتیب مربوط به آماره‌های F در مدل‌های خطی و غیرخطی هستند.

جدول ۲- نتایج آزمون کران‌ها برای تعیین وجود هم‌انباشتگی در مدل‌های خطی و غیرخطی

متغیر وابسته ($\Delta LnHPI$)	آماره F	کران پایین (۹۵٪)	کران بالا (۹۵٪)	نتیجه
مدل خطی	۵/۸۶	۲/۸۶	۴/۰۱	وجود هم‌انباشتگی
مدل غیرخطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت	۶/۲۸	۲/۶۲	۳/۷۹	وجود هم‌انباشتگی
مدل غیرخطی در کوتاه‌مدت و مدل خطی در بلندمدت	۵/۸۹	۲/۸۶	۴/۰۱	وجود هم‌انباشتگی

نتایج برآورد مدل‌های خطی و غیرخطی

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، در هر سه حالت مورد بررسی در این پژوهش، با توجه به مقدار F محاسبه شده نسبت به مقادیر بحرانی کران بالا و پایین، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها برقرار است. آماره‌های F در هر سه حالت از مقدار بحرانی کران بالا، بیشتر هستند؛ لذا فرضیه صفر دال بر عدم‌وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها، رد خواهد شد.

در این قسمت به بررسی نتایج حاصل از برآورد رابطه شاخص قیمت مسکن با سایر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب روش‌های خطی و غیرخطی پرداخته می‌شود. از آنجایی که نتایج به دست آمده از جدول ۲، وجود هم‌انباشتگی را در هر سه مدل تأیید می‌کند؛ لذا در این قسمت نتایج هر سه مدل در جدول ۳ آورده شده است و در نهایت، مدلی انتخاب می‌شود که نه‌تنها از لحاظ معناداری ضرایب بلکه از لحاظ آزمون‌های تصریح مدل نیز مورد تأیید باشد.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل‌های خطی و غیرخطی

متغیر وابسته ($\Delta LnHPI$)	مدل خطی	مدل غیرخطی در	مدل غیرخطی در کوتاه‌مدت

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

		کوتاه‌مدت و بلندمدت	و مدل خطی در بلندمدت
HPI(-1)	-۰/۱۲	*-۰/۲۶	*-۰/۲۱
C	۸۱۴۳/۵	۲۱۴۲/۸۳	**۱۸۶۷۵/۱۴
CPI(-1)	۱۳/۸۵	*۴۲/۰۵	*۳۷/۸۲
EMR(-1)	-۸۵/۴۸	۷/۵۳	***-۲۰۲/۹۸
DEI(-1)	-۴۶/۹۱	*۲۱۹/۹۱	-۵۸/۳۹
GDPR(-1)	۶/۹۹	-	۱/۰۹
GDPR_N(-1)	-	-۰/۴۸	-
GDPR_P(-1)	-	۱۱/۸۳	-
D(HPI(-1))	-۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۰۹
D(HPI(-2))	**-۰/۲۰	-	-
D(HPI(-3))	**-۰/۲۲	-	-
D(HPI(-4))	**۰/۱۷	-	-
D(CPI)	*۲۱۶/۸۳	*۲۱۳/۶۷	*۲۲۰/۸۶
D(CPI(-1))	*۱۱۳/۰۱	-	-
D(CPI(-2))	**۸۳/۶۸	-	-
D(EMR)	*۷۰۸/۲۵	*۶۹۷/۱۳	*۶۰۶/۶۷
D(EMR(-1))	-	۱۳۷/۶۱	۲۰۵/۱
D(EMR(-2))	-	-۶۹/۶۶	-۲۹/۵۵
D(EMR(-3))	-	*۷۰۸/۰۷	*۷۵۶/۱۱
D(DEI)	**-۳۳۵/۸۸	۶۸/۹	۱۰۹/۲۲
D(DEI(-1))	۸۳/۶۲	***۴۱۵/۶۲	۲۸۴/۰۷
D(DEI(-2))	-۷۰/۲۳	۲۵۶/۸۸	۱۳۳/۵
D(DEI(-3))	-۴۸/۷۷	۱۶۴/۶۹	۴۰/۰۱
D(DEI(-4))	*-۱۸۳۸/۸۰	*-۲۰۸۷/۴۱	*-۲۲۰۶/۷۸
D(GDPR)	-۲۰/۴۹	-	-
D(GDPR_P)	-	۱۲/۴۱	۹/۱۸
D(GDPR_N)	-	*-۸۸/۵۹	*-۸۹/۷۵
آزمون تشخیص و درستی مدل‌ها			
آزمون نرمالیتی (Jarque - Bera)	*۲۴/۱۹	۲/۲۱	۱/۳۸
آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)	۰/۷۶	۰/۶۸	۰/۴۵
آزمون خودهمبستگی (Breusch-Godfrey)	۰/۹۲	۰/۱۶	۰/۲۸

توضیحات: * و ** و *** به ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد است.

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، ضریب HPI(-1) در مدل خطی از سطح معناداری برخوردار نیست ولی در دو مدل غیرخطی دیگر در سطح یک درصد معنادار است. این بدان معنی است که مکانیزم اصلاح خطای بلندمدت در کوتاه‌مدت کار می‌کند و سیستم در صورت مواجهه با هرگونه جهش غیرقابل پیش‌بینی از سطح بلندمدت می‌تواند در کوتاه‌مدت اصلاح شود. همچنین این آماره نکته مهم دیگری را بیان می‌کند اینکه در هر مقطع فصلی به طور مثال در حالت سوم تنها ۲۱ درصد از خطای بلندمدت اصلاح می‌شود و روند اصلاح چندان سریع نیست به نحوی که پس از یک‌سال تنها ۶۱ درصد از خطاها اصلاح می‌شود و پس از چهار سال، ۹۸ درصد از خطاها جبران می‌شود[1]. این امر نشان‌دهنده آن است که بازار مسکن، پویایی شبیه بازارهای مالی و اعتباری ندارد و هرگونه تغییر در معاملات زمان نسبتاً طولانی‌تری برای برگشت به حالت تعادل بلندمدت نیاز دارد.

۱- نسبت خطای باقی‌مانده در زمان t به شوک اولیه توسط معادله $\frac{E_t}{E_0} = (1+\eta_0)^t$ قابل محاسبه است.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

برای تفسیر ضرایب به دست آمده باید در مرحله نخست، تمامی ضرایب بلندمدت نرمالیزه شوند. نرمالیزه کردن نتایج بلندمدت با بخش کردن ضریب تخمینی بر منفی ضریب متوسط قیمت یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی (HPI(-1 صورت می‌پذیرد. این عمل در بخش توضیحات معادله (۹) به صورت کامل شرح داده شده است.

ضریب تخمینی برای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت، ۱۸۰/۱ برآورد شده است[1]. این بدان معنی است که یک واحد رشد در شاخص قیمت مصرف‌کننده، متوسط قیمت یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی را ۱۸۰ هزار ریال افزایش می‌دهد. با نگاهی به ضریب کوتاه‌مدت این امر آشکار می‌شود که افزایش یک واحدی در شاخص قیمت مصرف‌کننده موجب افزایش ۲۲۱ هزار ریالی در کوتاه‌مدت می‌گردد و به تدریج به سطح بلندمدت خود کاهش می‌یابد. با توجه به متقارن بودن این متغیر، کاهش شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز موجب کاهش ۲۲۱ هزار ریالی در کوتاه‌مدت و کاهش ۱۸۰ ریالی در بلندمدت خواهد شد. حساسیت قیمت مسکن به شاخص قیمت و هم علامتی (مشابه بودن علامت‌ها) تغییرات هر دو کاملاً با منطق اقتصادی و انتظارات مطابقت دارد. به ویژه معنی‌دار بودن آماری این تأثیر دال بر تأیید این استدلال است.

ضریب نرمالیزه شده بلندمدت برای نرخ اشتغال ۹۶۶/۵۷- برآورد شده است که تنها در سطح ده درصد معنادار می‌باشد. ضریب منفی برای نرخ اشتغال در بلندمدت موضوع قابل تأملی است. افزایش در نرخ اشتغال و کاهش نرخ بیکاری به معنی تداوم بهبود اقتصادی و در نتیجه افزایش انتظارات سودجویانه در سایر بخش‌های اقتصادی می‌باشد که این امر موجب سرازیر شدن سرمایه سرمایه‌گذاران به آن بخش‌ها می‌شود و در بلندمدت همین سرمایه‌گذاران با فروش دارایی‌هایشان در بخش مسکن نقدینگی خود را از بخش مسکن خارج می‌سازند. در حالی‌که ضرایب کوتاه‌مدت نرخ اشتغال موضوع دیگری را نشان می‌دهد. به عبارتی، یک واحد تغییر در نرخ اشتغال، موجب ۶۰۷ هزار ریال افزایش در متوسط قیمت یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی می‌شود. تغییر یک واحدی در نرخ اشتغال در سه فصل قبل، موجب افزایش ۷۵۶ هزار ریالی در متوسط قیمت یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی می‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که تغییر در نرخ اشتغال در یک و دو فصل پیش به لحاظ آماری، معنی‌دار نمی‌باشد.

نرخ‌های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی در بخش ساختمان و مسکن در برآوردهای بلندمدت به لحاظ آماری، معنی‌دار نمی‌باشد و این امر به دلیل محدود بودن میزان اعتبارات فارغ از نرخ سود مورد انتظار می‌باشد. به نحوی که وجود مازاد تقاضا در بازار تسهیلات بانکی در بخش مسکن مانع از تغییر در مقدار تسهیلات در زمان تغییر در نرخ سود مورد انتظار می‌شود. این امر اثر بلندمدت سود بانکی را از بازار مسکن خنثی می‌سازد و تنها در کوتاه‌مدت بر هزینه‌های تأمین مسکن افزوده می‌شود. توجه به ضرایب کوتاه‌مدت نرخ‌های سود (موردانتظار) تسهیلات بانکی در بخش ساختمان و مسکن نشان می‌دهد که تنها سود موردانتظار چهار فصل پیش (یکسال گذشته) به لحاظ آماری معنادار بوده است. این امر نیز با واقعیت و وضعیت اقتصادی ایران مطابقت دارد. تعیین نرخ سود موردانتظار با توجه به روند اعطای تسهیلات و زمان‌بر بودن اعطای تسهیلات و نیز به دلیل زمان‌بر بودن واکنش بازار مسکن، معنی‌دار بودن تغییر سود مورد انتظار در سال گذشته قابل قبول است. ضریب نرخ سود بانکی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در نرخ سود مورد انتظار در تسهیلات بانکی، قیمت متوسط یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی را پس از چهار فصل،

1- $\alpha_1 = -\frac{\eta_1}{\eta_0}$

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

۲۲۰۶/۷۸ هزار ریال کاهش خواهد داد. این امر به دلیل کاهش سودآوری در کوتاه‌مدت است.

نرخ رشد اقتصادی دارای ویژگی‌های منحصربه‌فردی است. نتایج جدول ۳ نشان‌دهنده معنی‌دار نبودن ضریب بلندمدت رشد اقتصادی می‌باشند. همان‌گونه که در تئوری‌های اقتصادی بیان شده است، رشد پدیده مقطعی بوده و در بلندمدت نمی‌توان انتظار داشت که افزایش یا کاهش محسوس صورت پذیرد. به همین دلیل تأثیر نرخ رشد در بلندمدت نمی‌تواند معنی‌دار باشد و تنها اثر کوتاه‌مدتی از خود به جای می‌گذارد. در این مطالعه، تمرکز اصلی بر اثر نامتقارن رشد اقتصادی در بازار مسکن می‌باشد. افزایش نرخ رشد موجب افزایش انتظارات سودجویانه از اغلب بازارهای مالی و تولیدی می‌شود؛ لذا نمی‌توان انتظار داشت که در شرایط رشد اقتصادی با توجه به سایر ظرفیت‌های اقتصادی برای سرمایه‌گذاران، بازار مسکن در اولویت سرمایه‌گذاری قرار گیرد. به همین دلیل تأثیر افزایش در نرخ رشد چندان قابل پیش‌بینی نیست، براساس برآوردهای این مطالعه نیز افزایش نرخ رشد به لحاظ آماری در کوتاه‌مدت، معنی‌دار نمی‌باشد ولی کاهش نرخ رشد به مثابه هشداری در مورد وخامت آتی اوضاع اقتصادی بوده که سرمایه‌گذاران در سایر بخش‌ها را به اتخاذ تدابیری ویژه در زمان رکود واخواهد داشت. هجوم سرمایه‌گذاران از بخش‌های پرریسک‌تر به بخش‌های کم‌ریسک‌تر و کم‌بازده‌تر (نسبت به سایر سرمایه‌گذاری‌های مالی و واقعی)، موجب رشد انفجاری در بخش مسکن خواهد شد. کاهش یک درصدی نرخ رشد موجب افزایش ۹۰ واحدی در متوسط قیمت یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی در همان فصل (کوتاه‌مدت) می‌شود.

نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک نیز دال بر توزیع نرمال پسماندها، ناهمسانی واریانس‌ها و عدم‌وجود خودهمبستگی بین پسماندها می‌باشد. البته در مدل خطی توزیع نرمال بین پسماندها رد می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون تقارن‌ها

یکی از اصول اولیه برای تصریح رگرسیون، توزیع نرمال پسماندها می‌باشد و اگر آزمونی با استفاده از پسماندها انجام شود، فاقد اعتبار است. حال اگر این مشکل در بررسی تقارن متغیرها مورد غفلت قرار گیرد، می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به بار آورد. به همین دلیل حتی در صورت معتبر بودن تمامی آزمون‌ها، رفتار نامتقارن را باید مورد آزمون قرار داد.

مدل نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت (معادله ۱۲) دارای مقادیر آزمونی معتبر از لحاظ نرمالیتی، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی است. ولی برای اینکه از درستی نتایج اطمینان حاصل شود باید آزمون وجود تقارن انجام شود. آزمون تقارن در بلندمدت با فرضیه $H_0: -\frac{\eta_4^+}{\eta_0} = -\frac{\eta_4^-}{\eta_0} = \eta_4$ و با استفاده از آماره والد صورت می‌پذیرد. اگر فرضیه صفر پذیرفته شود، متقارن بودن متغیر مذکور مورد تأیید است و در صورت رد فرضیه صفر، نامتقارن بودن تأثیر متغیرهای مذکور بر متغیر وابسته به لحاظ آماری مورد قبول است. همچنین فرضیه تقارن در کوتاه‌مدت نیز با استفاده از $H_0: \sum_{j=0}^{v} \beta_{5j}^{+} = \sum_{j=0}^{v} \beta_{5j}^{-}$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر آماره F والد در محدوده قابل‌قبول واقع گردد، می‌توان ادعا کرد که به لحاظ آماری وجود تقارن در رابطه کوتاه‌مدت، رد و باید به صورت نامتقارن برآورد شود. نتایج بررسی وجود تقارن در هر سه مدل انتخابی در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون تعیین وجود یا عدم‌وجود تقارن

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

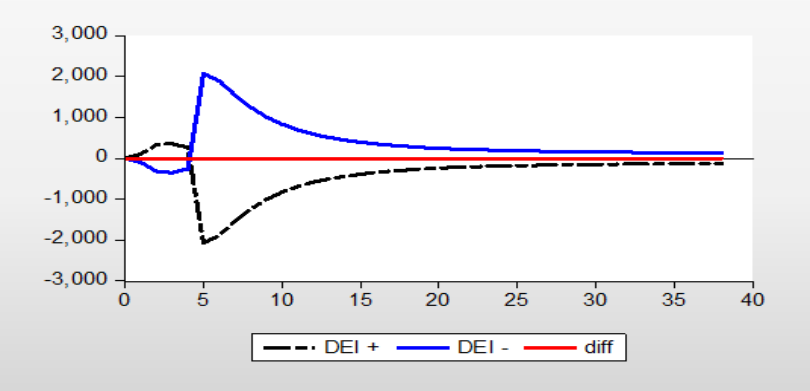
متغیر وابسته (ΔLnHPI)	آزمون تقارن GDPR در بلندمدت	آزمون تقارن GDPR در کوتاه‌مدت
مدل خطی	-	-
مدل غیرخطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت	***۲/۷۸	*۱۳/۲۸
مدل غیرخطی در کوتاه‌مدت و مدل خطی در بلندمدت	-	*۱۲/۶۱

توضیحات: * و ** و *** به ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد است.

با توجه به جدول ۴، تقارن رشد اقتصادی نسبت به متغیر وابسته در کوتاه‌مدت و در هر دو مدل غیرخطی، رد شده است. ولی آزمون تقارن بلندمدت تنها می‌تواند در سطح خطای ده درصد رد شود. به عبارتی می‌توان رفتار رشد اقتصادی در بلندمدت را در سطح خطای ده درصد متقارن دانست. با توجه به این آماره‌ها، بهترین مدل مورد برآورد، مدل متقارن در بلندمدت و نامتقارن در کوتاه‌مدت است.

تحلیل ضرایب پویای متغیرها

تحلیل اثرات پویای بین متغیرها با مطالعه و بررسی بیشتر ضرایب پویا امکان‌پذیر است. ضرایب پویای متغیرهای مورد استفاده در مدل توسط نمودار ۲ نشان داده شده است.

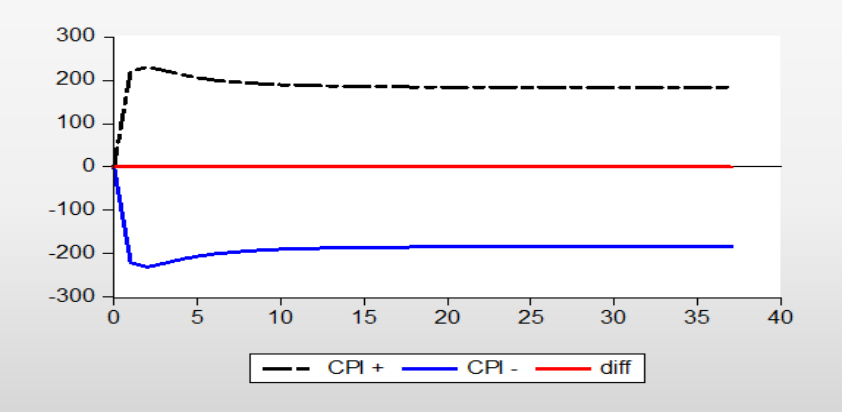


نمودار ۲- ضرایب پویای نرخ‌های سود (موردانتظار) تسهیلات بانکی در بخش ساختمان و مسکن

نمودار ۲، نشان‌دهنده حرکت متفاوت قیمت مسکن در برابر تغییرات در نرخ سود بانکی در کوتاه و بلندمدت می‌باشد. با توجه به شرایط اعتباری در ایران می‌توان ادعا کرد که حجم اعتبارات بانکی ثابت بوده و افزایش نرخ سود در کوتاه‌مدت موجب افزایش هزینه خرید خانه و به تبع آن، افزایش انتظارات در مورد بازدهی بالاتر بازار مسکن را در برخواهد داشت. در صورتی‌که میزان اعتبارات ثابت باشد با افزایش یا کاهش سود تسهیلات بانکی نمی‌توان انتظار داشت که تقاضا برای مسکن افزایش یا کاهش یابد؛ لذا تنها تأثیر آن بر قیمت تمام شده مسکن خواهد بود که موجب انعکاس آن در قیمت مسکن خواهد شد. همچنین با توجه به ارقام موجود در جدول ۳ می‌توان به عدم‌معنی‌داری ضریب بلندمدت نرخ سود تسهیلات بانکی پی برد.

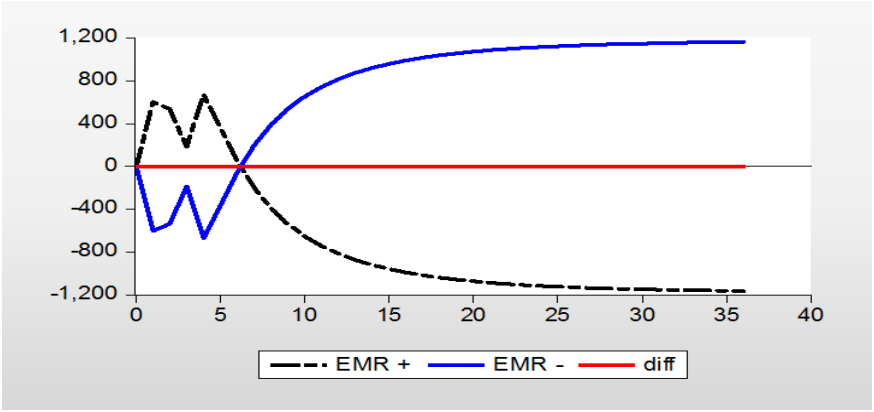
[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]



نمودار ۳- ضرایب پویای شاخص قیمت مصرف‌کننده

همان‌گونه که انتظار می‌رفت، رابطه شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت مسکن، مثبت و ضرایب آن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در سطح خطای یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار است. ضرایب پویای شاخص قیمت مصرف‌کننده نشان‌دهنده عکس‌العمل فوری قیمت مسکن به آن است. این ارتباط در بلندمدت نیز همانند کوتاه‌مدت برقرار است. همچنین می‌توان با توجه به نمودار ۳ اظهار داشت که واکنش بازار مسکن به شاخص قیمت در کوتاه‌مدت بیشتر از این واکنش در بلندمدت است. به نحوی که در دو فصل اول، قیمت مسکن تغییرات بیش از اندازه داشته و در فصل سوم به بعد، به تدریج، تعادل بلندمدت، ادامه می‌یابد.



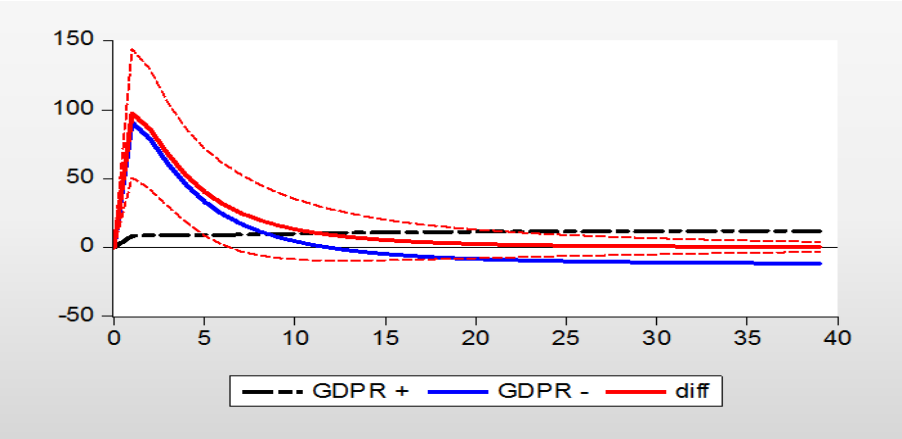
نمودار ۴- ضرایب پویای نرخ اشتغال

نمودار ۴ نشان‌دهنده ضرایب پویای نرخ اشتغال است و اطلاعات قابل‌توجهی را در خصوص بازار مسکن، ارائه می‌دهد. برای تفسیر بهتر این متغیر می‌توان از گزینه معکوس آن؛ یعنی نرخ بیکاری استفاده کرد. با افزایش نرخ بیکاری (کاهش اشتغال)، اثرات متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به وجود می‌آید. با توجه به این موضوع، بازار مسکن می‌تواند به عنوان عاملی برای مقابله با تلاطم‌های اقتصادی و لنگرگاه مطمئنی در اقتصاد ایران برای سرمایه‌گذاری نشان داده شود. همچنین به لحاظ تاریخی و فرهنگی مسکن به عنوان بهترین گزینه سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران شناخته می‌شود.

در کوتاه‌مدت، افزایش اشتغال، موجب افزایش تقاضای شاغلین برای مسکن خواهد شد ولی در بلندمدت اوضاع می‌تواند کاملاً متفاوت باشد. افزایش نرخ اشتغال به عنوان چراغ سبز اقتصاد می‌تواند جهت تداوم رشد اقتصادی، مورد استفاده قرار بگیرد و کاهش نرخ اشتغال می‌تواند به سرمایه‌گذاران به مثابه علامت هشداردهنده عمل کند و افزایش نرخ بیکاری، علامتی

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

خواهد بود که سرمایه‌گذاران را ترغیب به بیرون کشیدن سرمایه‌های خود از سایر گزینه‌های سرمایه‌گذاری و سوق آنها به سوی سرمایه‌گذاری کم‌ریسک‌تر (مثل مسکن) می‌کند. نتایج نقش نرخ اشتغال بر بازار مسکن با نتایج مطالعه قراملکی (Karamelikli, 2016) در مورد بازار مسکن ترکیه، هم‌خوانی دارد.



نمودار ۵- ضرایب پویای نرخ رشد اقتصادی

در این مطالعه، اثر نامتقارن نرخ رشد اقتصادی بر بازار مسکن مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج برآوردها نیز نشان داد بهترین و سازگارترین مدل برای بازار مسکن ایران، اثر متقارن نرخ رشد در بلندمدت و اثر نامتقارن آن در کوتاه‌مدت است. نتایج جدول ۳ نیز نشان‌دهنده بی‌معنی بودن ضریب تخمینی نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت می‌باشد. این امر با انتظارات و استدلال‌های اقتصادی مطابقت دارد؛ زیرا رشد اقتصادی پدیده‌ای کوتاه‌مدت بوده و نمی‌توان انتظار داشت که رشد اقتصادی در یک مقطع موجب تغییرات دائمی شود. نرخ رشد ذاتاً پدیده کوتاه‌مدت بوده و قادر به تغییر ساختار قیمت مسکن در بلندمدت نمی‌باشد. از سوی دیگر، نرخ رشد در کوتاه‌مدت می‌تواند یکی از مهمترین عوامل تغییر قیمت در بازار مسکن باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

مسکن، یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که بخشی پیشرو در کل اقتصاد می‌باشد و می‌تواند سایر بخش‌های اقتصادی را به تحرک درآورد. رونق در این بخش، باعث رونق سایر بخش‌های اقتصادی می‌شود؛ زیرا این بخش نسبت به سایر بخش‌ها، به کالاها و خدمات خارجی و وارداتی، وابستگی کمی دارد. عوامل بسیاری بر قیمت مسکن تأثیرگذارند که در این مطالعه با تمرکز بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ همچون رشد اقتصادی، نرخ اشتغال، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و نرخ سود تسهیلات بخش ساختمان و مسکن، تلاش شده است اثر نامتقارن این متغیرها را بر قیمت مسکن به صورت غیرخطی برآورد شود.

بررسی مطالعات تجربی انجام شده در داخل کشور نشان می‌دهد در بیشتر این مطالعات رابطه بین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن، یک رابطه خطی در نظر گرفته شده است؛ در حالی‌که نه تنها قیمت مسکن بلکه سایر عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر آن نیز دارای روابط غیرخطی هستند و لذا بی‌توجهی به غیرخطی بودن اثرات آنها می‌تواند شواهد گمراه‌کننده‌ای در خصوص بازار مسکن ارائه کند. وجود یک رابطه غیرخطی بین متغیرها، نیازمند بررسی اثرات نامتقارن بین آنهاست که در این مطالعه تلاش شده است از روش هم‌انباشتگی ARDL نامتقارن استفاده شود.

در این بررسی، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۵-۱۳۷۱ در ایران، ابتدا با برآورد مدل‌های خطی و

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

غیرخطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تلاش شد مدل بهینه و سازگار با بازار مسکن ایران، انتخاب شود. مقایسه مدل‌های مختلف نشان داد بازار مسکن در ایران، تحت تأثیر مدل‌های خطی در بلندمدت و غیرخطی در کوتاه‌مدت است.

نتایج برآورد مدل سازگار نشان می‌دهد، اثر نرخ اشتغال بر بازار مسکن با اثرات نرخ رشد اقتصادی، انطباق دارد ولی با توجه به ضرایب پویا، هر دو، نکات قابل‌توجهی دارند. اثر نامتقارن رشد اقتصادی نشان می‌دهد که افزایش رشد اقتصادی، نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت، تأثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن ندارد. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی در بازار مسکن در مقایسه با سایر بازارهای اقتصادی نمی‌تواند نمود یابد؛ زیرا با بهبود شرایط اقتصادی، سرمایه‌گذاری از بخش نسبتاً مطمئن به سوی بازارهای پرسودتر مانند بازار سهام یا تجارت سرازیر می‌شود که می‌توان نتیجه گرفت افزایش رشد اقتصادی تأثیر قابل‌توجهی بر بازار مسکن نخواهد داشت. در حالی که کاهش رشد اقتصادی تأثیر معکوسی بر بازار مسکن دارد (اثر مثبت)؛ زیرا سرمایه‌گذاران برای فرار از خطر سقوط بازارهای رقیب، نقدینگی خود را به سوی بازار مطمئن‌تر (مسکن) سرازیر خواهند کرد. ضرایب پویای رشد اقتصادی به وضوح این امر را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است واکنش بازار مسکن به نرخ رشد اقتصادی بسیار سریع است و اولین فصل قیمت مسکن با کاهش نرخ رشد اقتصادی به سرعت افزایش می‌یابد و این ناشی از هجوم نقدینگی به بازار است که به تدریج، کاهش خواهد یافت.

با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه، می‌توان گفت که بازار مسکن در ایران به مثابه بازاری مطمئن و برای فرار از تأثیرات مخرب رکود اقتصادی در سایر بازارها، مورد توجه سرمایه‌گذاران می‌باشد. برای تأمین ثبات در بازار مسکن و دسترسی اقشار جامعه به ویژه اقشار کم‌درآمد به مسکن ضروری، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- کنترل قیمت مسکن از طریق تعدیل متغیرهای سمت تقاضا و تقویت متغیرهای سمت عرضه و اعمال مالیات بر تقاضاس سوداگرانه مسکن و خانه‌های خالی از سکنه
- اصلاح نظام مدیریت ساخت‌وساز
- ایجاد بازار سرمایه برای بخش مسکن با انتشار اوراق مشارکت و انتشار گواهی سپرده
- تقویت بازارهای مالی؛ شامل بازار پول و سرمایه برای جذب نقدینگی سوداگران و ایفای نقش ضربه‌گیر برای بازار کالا
- اصلاح فرهنگ عمومی برای توجه بیشتر به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی.

۷- منابع

اکبری، نعمت‌الله. (۱۳۹۶). *اقتصاد شهری*. تهران: سمت.

ایزدخواستی، حجت؛ عرب‌مازار، عباس؛ احمدی، خلیل. (۱۳۹۸). تحلیل عوامل کلان اقتصاد مؤثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر تقش دولت. *نشریه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۴۱-۷۱.

بهرامی، جاوید؛ مروت، حبیب. (۱۳۹۲). مدل‌سازی رونق و رکود بازار مسکن تهران با در نظر گرفتن پویایی‌های اجتماعی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۶)، ۱۶۸-۱۴۳.

پناهی، حسین؛ آقایاری‌هیر، توکل؛ آل‌عمران، سیدعلی. (۱۳۹۶). بررسی روند بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران. *فصلنامه اقتصاد شهری*، ۲(۲)، ۷۰-۵۵.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا؛ هادی‌زاده، آرش. (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۲)، ۵۳-۳۱.

چگنی، علی؛ قائدی، علی. (۱۳۹۴). بررسی دوره‌های رونق و رکود در بخش مسکن. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۵۴، ۱۱-۳۸.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

خلیلی‌عراقی، سیدمنصور؛ مهرآرا، محسن؛ عظیمی، سیدرضا. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳)، ۵۰-۳۳.

خیابانی، ناصر؛ شجری پورجابری، شقایق. (۱۳۹۶). رونق و رکود قیمت‌های مسکن در ایران: رویکرد جابه‌جایی مارکف- خودرگرسیون برداری. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۲(۱)، ۳-۳۲.

دیندار رستمی، مرضیه؛ شیرین‌بخش، شمس‌الله. (۱۳۹۵). اثر نامتقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران: رهیافت Panel VAR. *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۳(۱۲)، ۶۴-۳۴.

ساسان‌پور، فرزانه؛ رحیم‌زاده، آزاد؛ رضایی، راضیه. (۱۳۹۸). تحلیل شاخص‌های کمی و کیفی مسکن در سطح محلات منطقه ۶ تهران. *چهاردهمین کنگره انجمن جغرافیایی ایران*.

ساقی، فرزاد؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ میرزاپورباباجان، اکبر؛ اکبری‌مقدم، بیت‌الله. (۱۳۹۷). اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد غیرخطی MS-VAR. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵(۳)، ۱۰۲-۷۵.

سبزعلی‌زاده، زینب. (۱۳۹۷). *بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر واریانس قیمت مسکن در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام.

سهیلی، کیومرث؛ فتاحی، شهرام؛ اویسی، بهمن. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴(۲)، ۶۷-۴۱.

عباسی‌نژاد، حسین؛ شهاب‌لواسانی، کیوان. (۱۳۹۳). پیش‌بینی دوره‌های رونق و رکود قیمت مسکن با استفاده از تجزیه موجک و شبکه‌های عصبی مصنوعی. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۱۸، ۴۶-۷.

قادری، جعفر؛ ایزدی، بهنام. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۵۰-۱۳۹۱). *فصلنامه اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۵۵-۷۵.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ عقیقی، بهاره. (۱۳۹۴). اهرم زمین و نوسان قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۴)، ۴۹-۶۷.

Adams, Z., & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, *19*(1), 38-50.

Chen, M. C., Tsai, I. C., & Chang, C. O. (2007). House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan. *Habitat International*, *31*(2), 243-256.

Chien, M. S. (2010). Structural breaks and the convergence of regional house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *40*(1), 77-88.

Cohen, J. P., Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. W. (2016). Spatial effects and house price dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics*, *31*, 1-13.

Kamalian, A. R., Pahlavani, M., & Valadkhani, A. (2010). Modelling the asymmetric effects of inflation on real investment in Iran, 1959–2008. *Applied Econometrics and International Development*, *10*(1), 161-172.

Kapetanios, G., & Tzavalis, E. (2006). Nonlinear modelling of autoregressive structural breaks in some US macroeconomic series. In Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles (pp. 175-198). Emerald Group Publishing Limited.

Karamelikli, H. (2016). Linear and nonlinear dynamics of housing price in Turkey. *Ekonomia. Rynek, Gospodarka, Społeczeństwo*, (46), 81-98.

Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, *29*(4), 1064-1069.

Kuan-Min, W., Yuan-Ming, L., & Binh, N. T. T. (2008). Asymmetric inflation hedge of housing return: A non-linear vector error correction approach. *International Real Estate Review*, *11*(1), 65-82.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]

Li, Y. (2015). The asymmetric house price dynamics: Evidence from the California market. *Regional Science and Urban Economics, 52*, 1-12.

Mankiw, N. G. and Weil, D. N. (1989). "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market"; *Journal of Regional Science and Urban Economics, 19*(2), 235-258.

Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. (2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes. Economic Modelling, 32, 172-178.

Ouattara, B. (2004). Modelling the long run determinants of private investment in Senegal (No. 04/05). Credit Research Paper.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs, 31*, 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics, 16*(3), 289-326.

Schorderet, Y. (2003). Asymmetric cointegration. University of Geneva. *Faculté des sciences économiques et sociales*.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer, New York, NY.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-08]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1398.7.28.3.5]